
资产证券化与商业银行盈利水平： 相关性、影响路径与危机冲击

邹晓梅 张明 高蓓*

内容提要 本文利用 2001 至 2012 年美国商业银行季度数据,分析了资产证券化活动强度对商业银行净资产收益率(ROE)的影响,并从杜邦分解的视角比较了资产证券化影响商业银行 ROE 的具体路径。组内分析的结果显示,资产证券化活动强度与商业银行 ROE 具有显著的正相关性,这一结果具有较强的稳健性。具体的路径是,资产证券化活动强度越高,商业银行的杠杆率和资产周转率越高,同时商业银行的收入利润率越低。组间比较的结果显示,资产证券化能够提高商业银行的 ROE,但作用没有组内分析那么显著。双重差分的分析结果显示,资产证券化有助于提高商业银行的 ROE,但 2008 年的全球金融危机对资产证券化银行的负面冲击更大。从产品比较的角度来看,资产证券化对商业银行 ROE 的促进作用主要依赖于非住房抵押贷款证券化。

关键词 资产证券化 商业银行 净资产收益率

一 引言

资产证券化是指将流动性较差的贷款及其他债权类资产出售给特殊目的载体

* 邹晓梅:国家发展和改革委员会投资研究所 北京市西城区木樨地北里甲 11 号国宏大厦 B 座 807 室 电子信箱:zouxm8948@163.com;张明:中国社会科学院世界经济与政治研究所 北京市东城区建国门内大街 5 号 电子信箱:zhangming@cass.org.cn;高蓓:西安交通大学经济与金融学院 电子信箱:gaobeibaby@163.com。

作者感谢张斌、徐奇渊、魏强、黄薇、肖立晟和熊爱宗等研究同仁的宝贵建议,感谢 2014 年中国世界经济年会中青年论坛参会者提出的修改意见以及匿名审稿人提出的修改意见,文责自负。

(Special Purpose Vehicle, SPV), 经过打包和分层等措施, 使得该组资产在可预见的未来产生相对稳定的现金流, 并在此基础上通过信用增级提高其信用质量或评级, 最终在资本市场上进行出售的过程。资产证券化过程的核心是破产隔离和信用增级。破产隔离包括两层含义: 其一, SPV 的经营范围仅限于从事与证券化交易有关的活动。在资产支持证券尚未清偿完毕时, SPV 不得被清算、解体和兼并重组。其二, 即使发起人出现破产清算, 发起人的债权人对已出售的资产也没有追索权。信用增级是指 SPV 在取得证券化资产后, 采用分层设计、超额抵押、担保和信用证等措施提高资产支持证券发行的信用评级过程。对商业银行而言, 资产证券化有助于降低风险资产比重与提高资产周转率; 对投资者而言, 资产证券化提供了更多的安全资产以供投资或用作抵押品; 对金融市场而言, 资产证券化丰富了金融产品的类型并提高了整个市场的流动性。正因为如此, 资产证券化被视为最近几十年以来全球金融市场最重要的金融创新之一。

中国的资产证券化起步于 2005 年, 当时国开行与建行等陆续发行了最初的资产支持证券 (Asset-Backed Security, ABS) 与住房抵押贷款支持证券 (Mortgage-Backed Security, MBS)。美国次贷危机的爆发使中国的资产证券化实践陷入停顿, 直到 2012 年 5 月, 中国人民银行才宣布重新启动资产证券化进程。2013 年 8 月, 李克强总理在国务院常务会议上表示要进一步扩大信贷资产证券化试点。此后中国资产证券化的发展速度明显加快, 仅 2014 年, 中国资产支持证券的发行量就达 3247 亿元, 超过 2005 至 2013 年的总和。^① 2014 年末, 银监会和证监会陆续出台相应政策将资产支持证券的发行由审批制改为备案制。资产证券化业务的“一停一启”一方面反映出监管当局对资产证券化及其相关效应的认识尚待加深; 另一方面反映出在经济增速放缓和利率市场化背景下, 商业银行亟须利用资产证券化实现经营转型, 化解金融风险的需求。因此, 对资产证券化及其相关效应进行深入研究具有很大的现实意义。

关于资产证券化相关效应的一个重要问题是, 资产证券化能否真正提高商业银行的盈利水平? 更进一步, 如果能, 那么这一过程是通过何种途径实现的? 另一个相关问题是, 2008 年全球金融危机的爆发是否对资产证券化与商业银行盈利水平之间的关系产生重大影响? 回答这一问题不仅有助于我们更好地理解资产证券化实践, 也有助于中国资产证券化的监管者与参与者深化相关认识, 进而达到趋利避害的目的。本文以净资产收益率 (ROE) 表示盈利水平, 研究资产证券化对商业银行 ROE 的影响, 并从杜邦分解的角度探讨资产证券化影响商业银行 ROE 的具体路径。由于中国的资产

^① 包括信贷资产证券化、券商专项资产证券化和资产支持票据, 数据来源于 Wind 数据库。

证券化起步较晚,数据较少,尚难以利用国内资产证券化数据进行稳健的经验研究,因此,本文利用美国商业银行的数据进行经验分析。美国一直是全球范围内资产证券化的先行者,也是全球最大的资产证券化市场。因此,美国的资产证券化实践对中国具有很大的借鉴意义。2007-2008年美国次贷危机的爆发,反映出在监管缺位的前提下资产证券化过度发展可能造成的风险。全球金融危机爆发以来,各国开始对资产证券化的功能与风险进行全面而深刻的反思,美国出台的《多特弗兰克法案》就是一例。

本文的主要贡献如下:第一,从组内分析和组间比较两个维度分别证实了资产证券化活动强度和资产证券化虚拟变量对商业银行 ROE 具有显著为正的影响。我们借鉴财务分析中的杜邦分解方法分别研究了资产证券化对商业银行杠杆率、资产周转率和收入利润率的影响,结果发现,资产证券化主要通过提高商业银行的资产周转率和杠杆率来提高 ROE。虽然杜邦分解方法是微观金融研究中常用的分析方法,但迄今为止尚未被用于分析与资产证券化相关的经验研究,该分析法有助于我们理解资产证券化的功能和运行机理。第二,虽然近几年已有文献引入金融危机虚拟变量来分析金融危机对资产证券化相关效应的影响,但是我们尚未看见运用双重差分法分析金融危机对资产证券化银行和非资产证券化银行差别化冲击的文献。本文的结果显示,金融危机对资产证券化银行 ROE 的负面冲击更大,这从侧面证实了资产证券化不利于商业银行稳定的结论。

本文的结构安排如下:第二部分为文献综述,主要梳理了与资产证券化相关效应有关的文献;第三部分阐述研究思路;第四部分说明数据来源与变量选取;第五部分为经验研究和稳健性检验;第六部分为结论及其对中国的启示。

二 文献综述

在 2008 年全球金融危机爆发之后,国际范围内研究资产证券化相关效应的文献逐渐增多,并主要集中在资产证券化对金融稳定和信贷供给的影响两个方面。

(一) 资产证券化与金融稳定

在 2008 年全球金融危机爆发前,虽然资产证券化被普遍认为有助于金融稳定,但已有文献开始对资产证券化与商业银行稳定性之间的关系进行初步探讨。Dionne 和 Harchaoui(2003)以 1988-1998 年加拿大商业银行为样本,分析了资产证券化程度、银行资本充足率和银行风险之间的关系。其结果显示,资产证券化将会降低商业银行的资本充足率,从而导致银行经营风险上升。Franke 和 Kranhnen(2005)用商业银行股票的 β 系数来衡量其系统性风险,并利用 1999-2002 年 27 家欧洲商业银行 73 笔担保债务凭证(Collateral Debt Obligation, CDO)数据分析了资产证券化对商业银行系统性风险的影响,

结果显示,CDO 发行之后,商业银行的系统性风险会增加。Hansen 和 Krahn(2007)再次证实了该结论。作者认为,商业银行可能将通过证券化获得的流动性资金重新投资于风险更高的项目,这将削弱资产证券化本身降低风险的作用。Uzun 与 Webb(2007)认为银行规模是决定一家银行是否进行证券化的关键因素。他们基于 2001 - 2005 年美国商业银行的数据进行研究发现,资产证券化程度与商业银行的资本充足率负相关。Jiangli 等(2007)构建了一个包含债务、股权、贷款销售和资产证券化等要素的银行模型。该模型的分析结果显示,证券化不仅有助于提高银行的盈利能力,还能够增加银行的杠杆率,并降低破产风险。Jiangli 和 Pritsker(2008)进一步利用 2001 - 2007 年的数据,分析了抵押贷款证券化对银行破产风险、盈利能力和杠杆率的影响。其研究结果显示,抵押贷款证券化能够降低破产风险、增加杠杆率和提升商业银行盈利能力。

2008 年全球金融危机爆发引起人们对资产证券化和金融稳定关系的反思,与此相关的理论和经验研究显著增多。在理论分析方面,Shin(2009)指出,证券化扩大了金融机构的外部融资来源,在单个金融机构杠杆率不变的情况下,金融部门从外部获得融资越多,金融部门的杠杆率也会越高。如果金融机构在扩张资产的过程中降低了信贷标准,那么证券化本身反而会损害金融系统的稳定性。Coval 等(2009)从结构性融资产品的构造及评级等角度分析了结构性融资产品固有的不稳定性。作者指出,资产证券化(特别是重复证券化)放大了风险评估参数一旦失误可能造成的影响,提高了证券化产品价格对评级结果的敏感度。作者进一步指出,结构性融资产品用系统性风险代替了个体性风险,使得优先级结构性融资产品的违约风险集中在系统性冲击层面。Shleifer 和 Vishny(2010)通过构建一个金融中介模型指出:资产证券化增加了社会的投资水平,增加了投资和利润的顺周期性,但却降低了金融机构的信贷质量,证券化将成为银行业不稳定的新来源。Gennaioli 等(2011)指出,如果投资者和金融中介忽略尾部风险,向低风险债务提供过高的收益率,将不利于金融稳定。一旦尾部风险爆发,金融市场将面临崩溃的危险。资产证券化的程度越高,金融市场出现崩溃的概率和破坏性就越大。

在经验分析方面,Uhde 和 Michalak(2010)利用欧盟 15 国和瑞士 54 个商业银行 1997 - 2007 年的 592 笔证券化业务数据分析了资产证券化对商业银行系统性风险(股票的 β 值)的影响,作者通过事件分析发现资产证券化提高了商业银行的系统性风险。Michalak 和 Uhde(2012)利用欧盟 13 国及瑞士商业银行的数据分析了资产证券化对欧洲商业银行稳健性(Z 指数和 EDF^①)的影响。结果显示,资产证券化与商业

① Z 指数 = (平均资产回报率 + 平均资本比率) / 平均资产回报率的标准差;EDF 为预期违约率。

银行稳健性负相关,从 Z 指数的子项来看,资产证券化与商业银行盈利性(ROA)和资本比率负相关,但同时与商业银行收益的波动性正相关。Battaglia 和 Gallo(2013)利用意大利商业银行的数据分析了资产证券化对商业银行系统性风险(预期损失和边际预期损失)的影响,结果显示,从事证券化的银行在极端事件下的预期损失较高,据此作者认为通过资产证券化实现的风险转移相比保留的风险是不重要的。Battaglia 等(2014)进一步利用意大利银行业的数据分析了资产证券化对银行系统性风险和个体风险的影响,结果显示资产证券化活动既增加了商业银行的系统性风险(股票的 β 系数和边际预期损失),也增加了商业银行的个体风险(CAMP 模型残差项的加权平方、股票收益与市场收益离差平方和)。其中,系统性风险主要受当前资产证券化活动的影响,个体风险主要受之前资产证券化活动的影响。2007 - 2009 年金融危机使得证券化对商业银行系统性风险和个体风险的影响增加。Salah 和 Fedhila(2012)以 2001 - 2008 年美国商业银行数据为样本,分析了资产证券化对银行风险承担(风险加权资产占比)和银行稳定(Z 指数)的影响。其研究结果显示:一方面,资产证券化会造成商业银行的信贷质量恶化以及资产负债表的信用风险上升;另一方面,资产证券化会显著增加商业银行的稳定性。作者进一步指出,上述矛盾关系源于不同类型的资产证券化对商业银行稳定性的影响大相径庭。住房抵押贷款证券化能够显著提高商业银行的稳定性,而非住房抵押贷款的证券化则不利于银行稳定。

大部分文献研究虽然都显示资产证券化不利于商业银行的稳定性,但是 Casu 等(2010)利用美国 2001 - 2007 年银行控股公司的数据研究了资产证券化对银行控股公司风险承担行为的影响,其研究发现,资产证券化程度越高,银行风险加权资产占比就越低。这种负相关关系主要体现在住房抵押贷款和房屋净值贷款这两类贷款上,其他类型证券化的影响不显著。据此作者认为资产证券化过程中的追诉权等担保措施可能改变了发起行的风险偏好。换言之,证券化对银行风险的影响最终取决于证券化的交易结构。Casu 等(2013)进一步指出,尽管从理论上来看,资产证券化有利于金融机构降低融资成本、改善风险管理与提高盈利水平,但在实践中,很多因素可能起到相反的效果。换言之,资产证券化对银行业绩的净影响是不确定的。作者以 2001 - 2008 年美国商业银行为样本,运用倾向评分匹配方法寻找控制组进行单变量分析,其研究结果显示,证券化银行的利润更高、信用风险头寸更高以及融资成本更高。因此,作者认为资产证券化并不比其他的融资、风险管理和利润提升方法更优。

(二)资产证券化与信贷供给

总体来讲,有关资产证券化与信贷供给的研究文献大致可以分为两个方面:

第一,直接研究资产证券化对商业银行信贷增速和信贷质量的影响,进而探讨资产证券化与金融稳定的关系。Carbó-Valverde 等(2011)以西班牙为例分析了资产证券化、银行信贷和信贷质量的关系,结果显示资产证券化增加了商业银行的信贷增速,但是信贷增速会在两年后对商业银行的表内贷款质量产生显著的负面影响。Bedendo 和 Bruno(2012)利用危机期间美国商业银行的数据,分析了以资产证券化、贷款销售和信用衍生品为主的信用风险转移工具(Credit Risk Transfer Tool, CRT)对银行信贷和风险的影响。结果发现,在信用崩溃时期,获得融资是商业银行从事 CRT 的主要因素,无论是在繁荣还是衰退时期, CRT 都有助于增加信贷供给。CRT 增加了风险,降低了信贷质量,导致商业银行在危机期间违约率上升。然而,也有文献得出了截然不同的结论。例如, Scopelliti(2013)指出,一方面,证券化为商业银行提供了新的融资渠道,银行可以利用资产证券化的收益扩大贷款供给;另一方面,资产证券化扩大了银行信用衍生品的风险敞口,这会降低银行的信贷供给。作者基于 1998 - 2008 年美国银行业数据的研究发现,受与表外活动有关的潜在和实际损失影响,表外信用敞口对银行贷款增长率的影响为负。作者进一步区分了短期贷款和长期贷款,发现表外信用敞口对短期贷款有正面影响,而对长期贷款有负面影响。

第二,引入货币政策变量来分析资产证券化对货币政策有效性的影响。Altunbas 等(2007)以欧洲银行业为样本,分析了证券化对货币政策信贷传导渠道的影响。其研究结果显示,金融机构的证券化活动越活跃,其信贷供给受货币政策变化的影响就越小。Gambacorta 和 Marques-Ibanez(2011)通过检验也证明了资产证券化降低货币政策变量对银行信贷供给的影响。他们指出,在金融危机期间,证券化活跃的银行与其他银行之间的上述差距明显缩小。Loutskina(2011)通过构造一个反映商业银行贷款资产证券化潜能的指数,研究了资产证券化对银行流动性管理和信贷供给的影响。其结果显示,对贷款资产证券化潜力越大的银行而言,其资产负债的流动性比率就越低,信贷供给受货币政策变量的影响也就越小。Loutskina 与 Strahan(2006)对比分析了金融条件对大额抵押贷款和非大额抵押贷款接受率的影响。^① 其研究结果显示,当资金成本下降时,银行审批大额抵押贷款的意愿增加,但对非大额抵押贷款的审批意愿几乎没有变化。据此,作者认为资产证券化降低了货币政策对信贷供给的影响。

目前已有一些文献开始关注资产证券化对商业银行盈利能力的影响,但这些文献

^① 根据美国的资产证券化实践,房地美和房利美对符合其购买条件的住房抵押贷款做出了限制,符合其购买条件的住房抵押贷款被称为 Jumbo Mortgage。

尚未对其进行系统地研究,只是在研究过程中有所提及(Jiangli 等,2007;Jiangli 和 Pritsker,2008;Michalak 和 Uhde,2012;Casu 等,2013)。因此,有必要深入分析资产证券化对商业银行盈利能力的影响。ROE 是反映企业盈利能力的核心指标,它衡量了企业运用自有资本的效率。而且,作为商业银行的表外业务,资产证券化还被认为有利于商业银行进行监管套利,降低最低资本要求,提高自有资本使用效率。因此,本文将商业银行 ROE 作为被解释变量,分析资产证券化对商业银行 ROE 的影响,并从杜邦分解的角度分析资产证券化影响商业银行 ROE 的路径。

三 研究思路

本文试图以美国银行业数据为基础,分析资产证券化活动强度与商业银行 ROE 之间的关系。我们的研究思路如下:首先,从杜邦分解的角度阐述资产证券化影响商业银行 ROE 的具体路径;其次,借助图表和相关性统计直观了解资产证券化活动强度与商业银行 ROE 的相关性;再次,介绍本文具体的路径思路。

(一)资产证券化影响商业银行 ROE 的路径分析

杜邦分解是分析企业净资产收益率变动原因的常用方法,它通过财务指标的内在联系来系统地分析企业盈利水平的变动。我们将从杜邦分解的角度探讨资产证券化影响商业银行 ROE 的具体路径。

$$ROE = \frac{\text{净利润}}{\text{权益资本}} = \frac{\text{净利润}}{\text{总收入}} \times \frac{\text{总收入}}{\text{总资产}} \times \frac{\text{总资产}}{\text{权益资本}} = \text{利润率} \times \text{资产周转率} \times \text{杠杆率}$$

第一,虽然资产证券化属于银行的表外活动,但其仍然有助于商业银行提高杠杆率。首先,资产证券化有助于商业银行将风险较高的信贷资产转换成现金和高评级债券等低风险资产,以降低商业银行的风险加权资产,从而降低商业银行的最低资本要求,增加杠杆率。以表 1 和 2 为例,假定贷款的风险权重为 100%,证券的风险权重为 20%,现金的风险权重为 0,商业银行的法定资本充足率为 8%。证券化之前,商业银行的最低资本要求为 $CR = 0.08(L + 0.2S)$;证券化后,商业银行的最低资本要求为 $CRS = 0.08[(L - L^0) + 0.2S]$,这意味着商业银行可以节约多达 $0.08L^0$ (L^0 表示被证券化的贷款)的资本。其次,商业银行还会发起资产支持商业票据管道(Asset-Backed Commercial Paper Conduits, ABCP),购买资产支持证券,并发行 ABCP。商业银行通常会为 ABCP 管道提供流动性担保,在规避资本监管要求的同时,保留相关风险(Acharya 等,2013)。资产证券化对杠杆率的影响机制反映了资产证券化具有的监管套利功能,即通过资产证券化规避最低资本监管要求。

表1 证券化前银行资产负债表

资产	负债和权益
现金(C)	存款(D)
证券(S)	权益(E)
贷款(L)	

表2 证券化后银行资产负债表

资产	负债和权益
现金(C + L ⁰)	存款(D)
证券(S)	权益(E)
贷款(L - L ⁰)	

第二,资产证券化能够显著提高商业银行的资产周转率。显而易见,商业银行可以利用资产证券化回笼的资金继续发放贷款,并将其证券化,从而提高资产周转率。资产证券化对商业银行资产周转率的影响机制反映了其增加资产流动性的功能,即资产证券化将分散的基础资产打包与分层,可以消除单个资产的异质性风险,从而降低资产支持证券价值的信息敏感度以及信息优势方拥有的信息价值,最终提高相关资产的流动性(邹晓梅等,2014)。

第三,资产证券化对商业银行收入利润率可能存在正负两方面的影响:一方面,商业银行可以通过资产证券化改善其资产负债表,从而降低信贷风险,进而降低融资成本,这有助于提高商业银行的收入利润率;另一方面,与资产证券化相关的以下三点因素可能削弱商业银行的收入利润率。一是在证券化过程中,商业银行将部分利息收入让渡给投资者,因而商业银行利息收入可能下降;二是与资产证券化相关的交易成本(如成立 SPV 和信用增级)将会增加商业银行的非利息支出;三是商业银行作为发起人通常会持有股权级资产支持证券,一旦基础资产出现违约,发起人将不得不吸收最初的损失,这会增加银行的或有支出。

不难看出,在第一条与第二条渠道中,资产证券化有助于提高商业银行 ROE,在第三条渠道中,资产证券化对商业银行 ROE 的影响并不明确。因此,我们既从整体上考察资产证券化对商业银行 ROE 的影响,也从杜邦分解的角度来分析资产证券化影响商业银行 ROE 的具体渠道。

(二)行业层面的特征事实

图1显示了美国私人部门资产证券化季度流量与银行业 ROE 季度数据之间的关系。^①不难看出,这两个时间序列之间存在明显的正相关关系。如表3所示,在整个样本期间(1991至2013年),两者之间的相关系数为0.66。值得注意的是,在不同的时期内,两者之间的相关性存在较大差异。例如,2004(资产证券化出现井喷式发展)至2013年,两者之间的相关系数达到0.74。再分阶段来看,2004至2008年第2季度(全球金

^① 从发起人性质的来看,美国的资产证券化可以划分为两类:第一类是以两房为主体的政府支持机构(Government Sponsored Enterprises, GSE)发起的资产证券化;第二类是由商业银行和投资银行等私人金融机构发起的资产证券化。

融危机爆发之前),两者之间的相关系数高达 0.87,而在 2008 年第 3 季度至 2013 年,两者的相关系数仅为 0.47。

然而,仅看总量数据的相关性是不够的。由于银行业 ROE 中包含很多非证券化银行的数据,而私人 ABS 流量中也包含很多非商业银行发起人的信息,因此,我们借助反映银行个体特征的面板数据来分析资产证券化对商业银行 ROE 的影响。

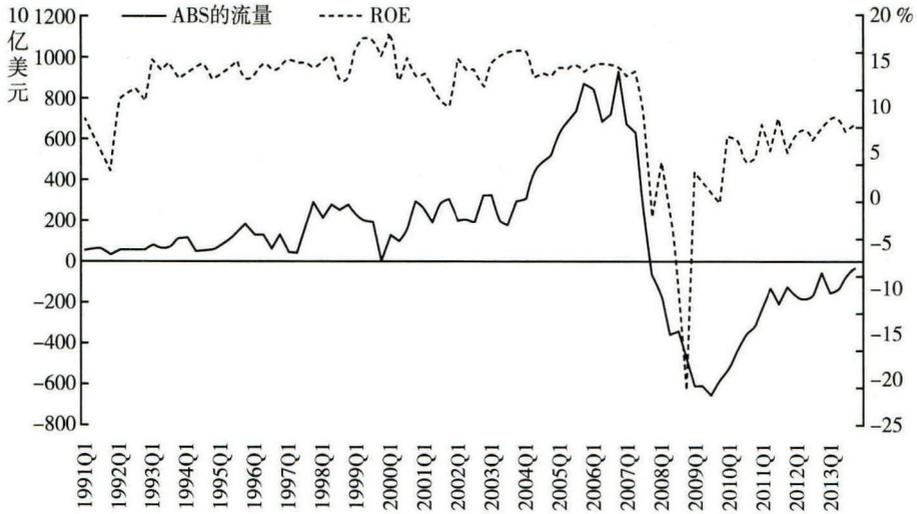


图 1 私人部门证券化流量和银行业 ROE

数据来源:美联储。

表 3 私人部门资产证券化流量与银行业 ROE 的相关系数

区间	1991Q1 - 2013Q4	2004Q1 - 2013Q4	2004Q1 - 2008Q2	2008Q3 - 2013Q4
相关系数	0.66	0.74	0.87	0.47

(三)分析的具体思路

本文对资产证券化强度对商业银行 ROE 的影响进行组内分析;利用组间比较来分析资产证券化虚拟变量对商业银行 ROE 的影响。

在组内分析中,我们以资产证券化活动强度为解释变量;第一,利用固定效应模型分析资产证券化活动强度及其他控制变量对商业银行 ROE 的影响;第二,利用差分 GMM、提取证券化活跃组、引入金融危机虚拟变量等方法对上述回归结果进行稳健性检验;第三,从杜邦分解的角度探讨资产证券化影响商业银行 ROE 的路径;第四,按照证券化的基础资产进行分组,分别分析住房抵押贷款证券化(MBS)活动强度和非住

房抵押贷款证券化(ABS)活动强度对商业银行 ROE 的影响及影响路径。

在组间比较中,我们以资产证券化虚拟变量为解释变量:第一,利用随机效应模型分析证券化虚拟变量是否会显著影响商业银行的 ROE;第二,从杜邦分解的角度出发,分析证券化虚拟变量对商业银行杠杆率、资产周转率和利润率的影响;第三,利用双重差分法分析金融危机对证券化银行和非证券化银行盈利水平的冲击是否存在显著区别,并据此来验证资产证券化对商业银行稳定性的影响。

四 数据来源和变量选取

(一)数据来源与处理

本文选取美国商业银行 2001 年第 2 季度至 2012 年第 1 季度的相关数据进行分析。数据源自美联储芝加哥分行披露的美国商业银行财务和收入数据报告(Report of Condition and Income data,简称 Call Report)。我们选择 2001 年第 2 季度作为样本期的开端,是因为从那时起,美国监管当局要求商业银行必须上报与资产证券化活动有关的数据。我们选择 2012 年第 1 季度作为样本期的结束,主要是囿于数据可得性问题。在美联储芝加哥分行披露的相关数据中,2012 年后 3 个季度数据严重缺失。

Call Report 包含了由美国联邦储备系统、联邦存款保险公司和货币监理署监管的所有商业银行的季度财务数据,数据容量相当庞大。我们的数据处理步骤如下:第一,我们将可能用到的指标从每一季度的表格中提取出来,合并整理成面板数据格式(相关指标以及计算步骤见附表)。第二,由于在样本期间可能出现银行倒闭或兼并以及成立新银行的情形,因此,我们将填报期不足 44 个季度的银行剔除,同时将数据缺失的银行也剔除。第三,将银行每一季度各类资产证券化活动的规模加总,^①并据此将银行划分为证券化组和非证券化组。其中,证券化组是指在样本期内从事过至少一次证券化活动的商业银行,总共 350 家。非证券化组是指在样本期内没有从事过证券化活动的商业银行,总共 4970 家。第四,出于降低交易成本考虑,商业银行会将基础资产累积到一定规模后再进行证券化,因此一些季度证券化活动的规模为零。而且,各商业银行证券化活动的频率差异较大,很大一部分商业银行在样本期内仅 1 到 2 个季度有证券化活动。为了提高研究的准确性与显著性程度,本文只对证券化活动频率超过样本期半数的银行展开分

^① Call Report 根据基础资产将银行资产证券化划分为住房抵押贷款、房屋净值贷款、信用卡应收款、汽车贷款、其他消费者贷款、商业和工业贷款、租赁贷款及其他贷款等七类。

析。经过相应筛选,证券化组包含 60 家商业银行。另外,我们将证券化活动频率超过样本期 75% 的银行视为证券化活跃组,包含 38 家商业银行。第五,选择控制组。Uzun 和 Webb (2007)、Bannier 和 Hansel(2008)、Agostino 和 Mazzuca(2008) 研究表明,资产规模是决定商业银行是否进行资产证券化的主要因素,Jiangli 和 Pritsker(2008) 将银行规模作为资产证券化的工具变量,因此,我们以样本期最后一个季度为准,从非证券化组中选出最接近证券化组银行规模的 60 家银行为控制组,进行组间对比分析。

(二) 变量及定义

1. 被解释变量。除特别指出外,本文的被解释变量为 *ROE*。此外,为探讨资产证券化影响商业银行 *ROE* 的具体渠道,本文还将杠杆率 (*leverage*)、资产周转率 (*assetturn*) 和利润率 (*profitrate*) 分别作为被解释变量。

2. 解释变量。本文的解释变量包括资产证券化程度 (*secextent*) 和证券化虚拟变量 (*secdummy*)。证券化程度为商业银行每季度资产证券化规模占其总资产的比重,反映银行资产证券化的活动强度。证券化虚拟变量将被用来区分证券化组和非证券化组,其中,证券化组为 1,非证券化组为 0。

3. 控制变量。由于专门研究资产证券化与银行盈利水平的文献很少,因此,本文在选择控制变量时主要参照 Flamini 等(2009)、Dietrich 和 Wanzenried(2010) 等文献。Dietrich 和 Wanzenried(2010) 在梳理文献时总结到,影响商业银行盈利水平的变量有两类:反映银行结构特征和行业及宏观环境,它们分别反映决定银行盈利水平的内因和外因。在反映银行特征的变量中,许多文献都考虑银行规模、风险和成本等特征的变量,还有一些文献考虑银行的所有权关系和年龄等变量;在反映宏观经济和行业的变量中,许多文献都考虑经济增长、中央银行利率、通货膨胀和资产价格等因素,还有一些文献考虑税收和市场支配力等因素。作者同时总结到,由于数据来源、所研究的对象和市场不同,研究结果存在显著差异。本文的重点是研究资产证券化活动对商业银行 *ROE* 的影响,因此,我们仅选择反映银行结构特征和宏观环境的主流变量作为控制变量。

反映银行特征的控制变量包括:银行规模 (*size*)、流动性比率 (*liqratio*)、贷款占比 (*loanratio*)、存款占比 (*deporatio*)、一级资本充足率 (*tier1ratio*) 和风险加权资产占比 (*rwaratio*)。其中,银行规模为总资产的自然对数;流动性比率为流动性资产占总资产的比重,贷款占比为总贷款占总资产的比重,以上两者反映银行的资产特征和收益来源;存款占比为存款占总资产的比重,反映银行的负债特征和融资来源;一级资本充足率为一级资本与风险加权资产之比,反映银行的风险缓冲能力,该指标可以在一定程度上反映银行经营的稳健性;风险加权资产占比为银行风险加权资产占总资产的比

重,根据巴塞尔协议 II,银行可以采用内部评级法计算风险加权资产,因而可将风险加权资产占比视为衡量银行风险的指标。

反映宏观经济环境的控制变量包括 GDP 实际增长率(*gdpgr*)、VIX 指数(*vix*)、3 个月国库券利率(*m3*)和房价(*home*)。其中,GDP 实际增长率反映经济增长情况;VIX 指数反映金融市场波动性和投资者避险情绪;3 个月国库券利率反映金融市场的整体融资成本,它与中央银行货币政策密切相关;房价反映资产价格,这是影响住房抵押贷款证券化的重要因素。^①

4. 变量统计描述。表 4 列出了非证券化组和证券化组相关变量的均值、中位值和标准差,以及非证券化组和证券化组的均值差。可以看出,证券化组 ROE 的均值为 7.32%,大于非证券化组的 6.48%。从 ROE 的 3 项杜邦分解指标来看,证券化组和非证券化组的杠杆率均值均为 10.24;证券化组的资产周转率为 6.29%,高于非证券化组的 4.10%;证券化组的收入利润率为 27.31%,低于非证券化组的 32.55%。在其余反映银行特征的控制变量中,证券化组的平均规模、贷款占比和风险加权资产占比均高于非证券化组,流动性比率、存款占比和一级资本充足率均低于非证券化组。

表 4 证券化组和非证券化组数据统计描述

	非证券化组			证券化组			
	均值	中位值	标准差	均值	中位值	标准差	均值差
<i>seccent</i>				29.08	1.79	77.83	
<i>ROE</i>	6.48	5.53	6.62	7.32	6.15	9.79	-0.84***
<i>leverage</i>	10.24	10.27	3.25	10.24	10.55	3.17	0.005
<i>assetturn</i>	4.10	3.72	3.01	6.29	4.43	8.35	-2.19***
<i>profitrate</i>	32.55	35.00	1.95	27.31	30.6	32.54	5.24***
<i>size</i>	14.62	15.63	1.06	15.50	16.01	2.81	-0.87***
<i>liqratio</i>	31.54	26.29	18.87	26.27	23.94	12.88	5.27***
<i>loanratio</i>	62.27	67.15	18.40	64.05	67.68	15.62	-1.78***
<i>deporatio</i>	74.81	77.93	15.80	70.24	72.63	14.99	4.56***
<i>tier1ratio</i>	17.30	12.86	19.06	11.98	10.67	4.90	5.32***
<i>rwaratio</i>	71.41	71.48	19.80	80.47	78.62	22.31	-9.06***
观测值	2640	2640	2640	2640	2640	2640	2640

说明:除了杠杆率(倍数)和规模(银行总资产的自然对数,总资产单位为千美元)外,其余变量的单位均为%;***、**和*分别表示通过 1%、5%和 10%的显著性水平检验(下表同)。

^① GDP 实际增长率来源于美国经济分析局(BEA),VIX 指数来源于 Wind 数据库,房价指数来源于联邦住房融资机构(FHFA),3 个月国库券利率来源于美联储(FED)。

(三)数据平稳性检验

根据面板数据的特征,本文利用 HT 面板单位根检验方法对反映银行特征的变量进行单位根检验,结果显示,面板数据均为平稳序列。本文利用 DF 检验对反映宏观经济特征的时间序列进行单位根检验(见表 5),结果显示,在 10% 的显著性水平上,GDP 实际增长率和 VIX 指数为平稳序列,3 个月国库券利率为一阶差分平稳序列,房屋价格为二阶差分平稳序列,因此,我们预先将这两个变量进行差分处理,分别记为 $dm3$ 和 $ddhome$ 。

表 5 单位根检验结果

	全样本 HT 检验	证券化组 HT 检验	时间序列	DF 检验
<i>secextent</i>		-11.613 ***	<i>gdpgr</i>	-3.737 ***
<i>ROE</i>	-80.888 ***	-45.835 ***	<i>vix</i>	-2.819 *
<i>leverage</i>	-19.907 ***	-13.627 ***	<i>m3</i>	-0.878
<i>assetturn</i>	-110 ***	-72.473 ***	<i>dm3</i>	-3.141 **
<i>profitrate</i>	-75.368 ***	-32.795 ***	<i>home</i>	-2.416
<i>size</i>	-11.443 ***	-12.970 ***	<i>dhome</i>	-1.493
<i>liqratio</i>	-16.215 ***	-12.837 ***	<i>ddhome</i>	-8.074 ***
<i>loanratio</i>	-15.328 ***	-14.388 ***		
<i>deporatio</i>	-13.153 ***	-14.073 ***		
<i>tier1ratio</i>	-7.221 ***	-13.116 ***		
<i>rwaratio</i>	-31.830 ***	-31.968 ***		

说明:全样本包括证券化银行和非证券化银行在内的 120 家银行。HT 检验和 DF 检验的原假设均为“存在单位根”。HT 检验的结果为 z 统计量,DF 检验的结果为 t 统计量。

五 经验分析与稳健性检验

我们首先在资产证券化组内部进行分析,然后在资产证券化组与控制组之间进行对比分析,并运用双重差分方法识别金融危机爆发对不同组别商业银行 ROE 的差别化负面冲击。

(一)组内分析:资产证券化活动强度对商业银行 ROE 的影响

1. 基本模型。本文设定的基本回归方程如下:

$$ROE_{i,t} = c + \beta \times secextent_{i,t} + \alpha' \times controls_{i,t} + \nu_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

其中, ROE 为因变量, i 表示具体银行, t 表示时间, $secextent$ 表示证券化活动强度, $controls$ 是指其他反映银行结构特征和宏观经济特征的控制性变量, 包括银行的流动性比率、贷款占比、存款占比、一级资本充足率、风险加权资产占比、GDP 实际增长率、VIX 指数、3 个月国库券利率和房价指数, ν_i 为商业银行的个体效应, $\mu_{i,t}$ 为残差项。我们最关注的系数为 β , 预期 β 显著为正。

本文采用的是 Stata 计量软件。根据 Hausman 检验结果, 本文采用固定效应模型。基本回归结果显示(表 6 模型(1)), 资产证券化活动强度能够显著增加商业银行的 ROE: 资产证券化规模占总资产的比重每上升 1 个百分点, 商业银行的 ROE 就将上升 0.020%。该结果在 1% 的显著性水平上显著。就其他控制性变量而言, 银行规模、存款占比、一级资本充足率、风险加权资产占比、VIX 指数和 3 个月国库券利率对商业银行 ROE 的影响显著为负; 经济增长对商业银行 ROE 的影响为负, 但不显著; 流动性比率、贷款占比和房屋价格对商业银行 ROE 的影响为正, 但是并不显著。

为了克服可能存在的内生性问题, 我们再以解释变量和控制变量的滞后 1 期值为基础进行固定效应面板回归分析。估计结果(表 6 模型(2))与模型(1)的结果基本一致, 资产证券化活动强度的系数上升至 0.026, 在 1% 的显著性水平上显著。流动性比率和贷款占比的影响依然为正, 但显著性明显增强; 经济增速的影响由负转正, 且在 1% 的显著性水平上显著。

2. 稳健性检验。我们采用 3 种方法进行稳健性检验: 首先, 使用差分 GMM 方法重新对原模型进行估计; 其次, 以证券化活动频率最高的 38 家商业银行为样本单独进行面板分析; 再次, 引入金融危机虚拟变量, 以观察金融危机前后资产证券化对商业银行 ROE 的影响是否会发生显著变化。

(1) 使用差分 GMM 方法。本文构造了一个动态面板数据模型, 并采用差分 GMM 方法重新验证资产证券化活动强度对商业银行 ROE 的影响。动态面板模型如下:

$$ROE_{i,t} = c + \rho_1 \times ROE_{i,t-1} + \dots + \rho_k \times ROE_{i,t-k} + \beta \times secextent_{i,t} + \alpha' \times controls_{i,t} + \nu_i + \mu_{i,t} \quad (2)$$

我们分别采用 Sargan 检验和 Arellano-Bond 检验对工具变量的有效性和模型设置的合理性进行判定。其中, Sargan 检验用来检验工具变量的过度识别问题, 即检验工具变量是否有效, 原假设为工具变量有效。Arellano-Bond 检验用于检验差分后的扰动项是否存在自相关, 一般包括一阶自相关 AR(1) 检验和二阶自相关 AR(2) 检验, 原假设为差分后的残差项不存在自相关。如果 AR(1) 存在自相关, 但 AR(2) 不存在自相

关,则差分 GMM 有效。

我们将 ROE 的滞后 1 至 4 期值、资产证券化活动强度、银行规模和一级资本充足率设置为内生变量。Sargan 检验的 P 值大于 0.1,表示接受工具变量有效的原假设。Arellano-Bond 检验的 AR(1) 统计量拒绝扰动项一阶序列无自相关的原假设,AR(2) 统计量接受扰动项二阶序列无自相关的原假设,这表明动态面板的差分 GMM 系统是有效的。表 6 中的模型(3)显示了差分 GMM 的回归结果:资产证券化程度与银行 ROE 仍然保持非常显著的正相关关系,且系数进一步上升至 0.043。流动性比率和贷款占比的系数由正转负,并分别在 1% 和 5% 的显著性水平上显著,存款占比的影响由负转正但不显著;经济增速的影响为正,不显著。

(2)对证券化活跃组进行回归。由于各家商业银行并非每个季度都从事证券化活动,因此某些季度的证券化数据为零。数据的不连续性可能降低回归的准确性,因此,我们将证券化活动频率最高的 38 家银行作为样本单独进行面板回归。我们仍采用固定效应模型,结果显示(表 6 模型(4)),资产证券化活动强度与商业银行 ROE 之间依然存在非常显著的正相关关系,系数为 0.029。其他控制变量系数的符号与显著性程度与模型(1)基本一致,不同之处包括:流动性比率的显著性增强,3 个月国库券利率的显著性有所削弱。

(3)考虑金融危机的冲击。本文的样本期包含了全球金融危机,而金融危机可能导致商业银行的经营行为与经营业绩发生结构性变化,同时也可能引起金融市场对资产证券化的认识发生转变。因此,我们引入反映金融危机的虚拟变量(*crisis*)以及金融危机虚拟变量和资产证券化活动强度的交叉项(*crisis* × *secentent*),研究金融危机本身对商业银行 ROE 的影响。我们将 2008 年第 3 季度以前视为危机前,金融危机虚拟变量为 0,将 2008 年第 3 季度及以后视为危机期间,金融危机虚拟变量为 1。^① 回归模型如下:

$$ROE_{i,t} = c + \beta_1 \times secentent_{i,t} + \beta_2 \times secentent_{i,t} \times crisis_{i,t} + \beta_3 \times crisis_{i,t} + \alpha' \times controls_{i,t} + v_i + \mu_{i,t} \quad (3)$$

根据 Hausman 检验结果,我们采用固定效应模型。回归结果(表 6 模型(5))显示,即使考虑全球金融危机的影响,资产证券化活动强度对商业银行 ROE 的影响仍显

① 虽然从 2007 年下半年起,美国次贷危机就开始浮出水面,但是危机的全面爆发始于 2008 年 9 月雷曼兄弟破产。从 VIX 指数来看,2008 年 9 月起 VIX 指数迅速飙升(在不到两个月的时间里增加了 3 倍),市场的避险情绪迅速上升。而且也正是在全球金融危机爆发以后,全球范围内开始对资产证券化的功能与风险进行全面而深刻的反思,并出台相关政策对其监管,美国出台的多特弗兰克法案就是一例。因此,我们将 2008 年第 3 季度及以后视为危机期间,虚拟变量为 1。

表 6 资产证券化程度与商业银行 ROE 及杜邦分解结果

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)
固定效应	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE	ROE
ROE	0.020***	0.026***	0.043***	0.029***	0.019***	0.005***	0.005***	0.060***	0.060***	0.054***	0.055***
<i>seccentent</i>				-6.556***							-24.329***
<i>crisis</i>											
<i>crisis</i> × <i>seccentent</i>											
<i>size</i>	-4.664***	-4.433***	-4.861***	-4.3678***	-0.837	-0.903***	-0.595***	-0.446*	0.098	-15.394***	1.686
<i>ligratio</i>	0.088	0.149**	-0.181***	0.109*	0.066	0.189***	0.188***	0.016	0.019	-0.441**	-0.513**
<i>loanratio</i>	0.075	0.148***	-0.104**	0.083	0.061	0.139***	0.138***	0.035	0.035	-0.592***	-0.641***
<i>deporatio</i>	-0.116***	-0.088***	0.007	-0.074***	-0.009	-0.051***	-0.044***	-0.027**	-0.010	-0.141	0.268***
<i>tier1ratio</i>	-0.447***	-0.250***	-0.621***	-0.556***	-0.242***	-0.358***	-0.344***	0.106***	0.134***	-0.378	0.403
<i>ruaratio</i>	-0.097***	-0.111***	-0.285***	-0.124***	-0.090***	-0.035***	-0.035***	0.031***	0.032**	-0.330***	-0.303***
<i>gdpr</i>	-0.094	0.299***	0.027	-0.134	-0.116	-0.045***	-0.047***	-0.215***	-0.227***	0.215	0.113
<i>vix</i>	-0.150***	-0.106***	-0.059***	-0.160***	0.023	-0.010**	0.002	-0.057***	-0.036**	0.531***	0.117***
<i>dm3</i>	-1.218**	-1.508***	-0.230**	-1.052*	-0.466	0.231***	0.344***	-1.187***	-0.978***	-1.110	5.190***
<i>ddlhome</i>	0.105	0.102	0.037	0.111	0.334***	-0.020	-0.005	0.099	0.126**	0.559	1.413***
截距项	96.73***	81.67***	119.03***	97.78***	15.45	21.24***	15.76***	8.51	-1.674	368.9***	64.73
观测值	2520	2460	2340	1596	2520	2520	2520	2520	2520	2520	2520
R ²	0.09	0.10		0.11	0.14	0.45	0.46	0.30	0.30	0.08	0.14
F	21.51	24.49		17.17	30.71	184.59	159.46	94.17	80.90	19.41	30.64

说明:模型(2)为利用解释变量及控制变量的滞后1期值进行回归的固定效应模型;模型(3)为差分GMM,其中ROE1至4阶滞后项的系数分别为0.339***、-0.084***、-0.059***和0.317***,AR(1)、AR(2)和Sargan检验的P值分别为0.0001、0.8503和1.0000;模型(4)表示以证券化活跃组为样本的固定效应模型。限于篇幅,笔者未列出t统计量或z统计量(下同)。

著为正。此外,模型(5)还产生两个新的结论:第一,金融危机本身对商业银行 ROE 的影响显著为负,本轮危机爆发后,商业银行的 ROE 平均下降 6.56%;第二,金融危机虚拟变量和资产证券化活动强度交叉项的系数显著为负。这表明金融危机爆发后,资产证券化对商业银行 ROE 的正向促进作用显著削弱(由危机前的 0.019 下降至危机后的 0.0007)。其原因可能是全球金融危机爆发后,资产证券化产品面临的监管环境日趋严格,投资者对资产证券化产品的投资更加谨慎等因素所致。

综上所述,3 种稳健性检验均显示资产证券化活动强度能够显著增加商业银行的 ROE。因此,可以认为表 6 中的固定效应模型(1)具有较强的稳健性。

3. 杜邦分解:资产证券化影响商业银行 ROE 的具体渠道。为探讨资产证券化活动影响商业银行 ROE 的具体渠道,我们分别研究资产证券化活动强度对商业银行杠杆率、资产周转率和收入利润率的影响。根据 Hausman 检验结果,我们仍采用固定效应模型。具体回归结果如表 6 模型(6)至(11)所示。

回归结果显示,资产证券化活动强度对商业杠杆率的影响显著为正(模型(6)、(7)),这与 Dionne 和 Harchaoui(2003)、Uzun 和 Webb(2007)以及 Jiangli 和 Pritsker(2008)的研究结果一致。资产证券化活动强度对资产周转率的影响显著为正(模型(8)、(9)),这与我们的预期相符。资产证券化程度对收入利润率的影响显著为负(模型(10)、(11)),由此可知,与资产证券化有关的利息让渡、交易成本以及发起人不得不持有一部分股权资产支持证券等因素降低了相关商业银行的收入利润率。从系数的大小来看,资产证券化活动对商业银行资产周转率的影响程度最大,对商业银行杠杆率的影响程度最小,对商业银行收入利润率的影响程度居中。

我们在模型(7)、(9)和(11)中引入金融危机虚拟变量,结果显示:金融危机本身对商业银行的杠杆率、资产周转率和利润率均具有显著为负的影响,进而对 ROE 产生了显著的负面影响。另外,金融危机和证券化活动强度的交叉项对杠杆率、资产周转率和利润率的影响均为负,但对资产周转率和利润率的影响显著。据此我们认为,金融危机后,资产证券化活动强度对 ROE 的促进作用有所削弱,主要是因为资产证券化活动强度对商业银行资产周转率的促进作用显著削弱以及对利润率的负面影响显著增强所致。

4. 抵押贷款证券化与非抵押贷款证券化活动对银行 ROE 的影响。Call Report 根据基础资产将银行资产证券化划分为住房抵押贷款、房屋净值贷款、信用卡应收款、汽车贷款、其他消费者贷款、商业和工业贷款、租赁贷款及其他贷款等七类,其中前两项与住房抵押贷款有关。为了区分住房抵押贷款证券化和非住房抵押贷款证券化对商业银行 ROE 的影响,我们将证券化活动分为住房抵押贷款(Mortgage-Backed Securi-

ties, MBS) 和非住房抵押贷款 (Asset-Backed Securities, ABS) 两类, 分别除以总资产, 并用 *mbsextert* 和 *absextert* 表示两类证券化活动的强度。在前文分析的基础上, 我们将直接引入金融危机虚拟变量, 考虑金融危机的影响。

表 7 的模型 (12) 分析了 MBS 活动强度对商业银行 ROE 的影响。结果显示: MBS 活动强度本身对 ROE 的影响为正 (0.005), 但不显著, 金融危机虚拟变量和 MBS 活动强度交叉项的系数为负 (-0.021), 也不显著但系数较大, 这使得金融危机后, MBS 对商业银行 ROE 的影响发生了逆转 (从 0.005 变为 -0.016)。模型 (13) 至 (15) 依次分析了 MBS 活动强度对商业银行杠杆率、资产周转率和利润率的影响, 结果均不显著。金融危机虚拟变量和 MBS 活动强度的交叉项对杠杆率的影响显著为负, 对资产周转率和利润率的影响不显著。

表 7 模型 (16) 分析了 ABS 活动强度对商业银行 ROE 的影响。结果显示: ABS 活动强度对 ROE 的影响显著为正 (0.024), 金融危机虚拟变量和 ABS 活动强度交叉项的系数显著为负 (-0.017)。模型 (17) 至 (19) 的结果显示, ABS 显著增加了商业银行的杠杆率、资产周转率, 并显著降低其利润率。金融危机虚拟变量和 ABS 活动强度的交叉项对杠杆率和资产周转率的影响不显著, 对利润率的影响显著为负。

由此可见, 资产证券化对商业银行 ROE 及其杜邦分解变量的影响主要体现在非住房抵押贷款证券化上。这可以归结为以下两方面的原因: 其一, 私人金融部门从事的证券化主要以信用卡应收款、汽车贷款和融资租赁款等非住房抵押贷款为主; 其二, 美国大部分优质住房抵押贷款主要通过房地美和房利美等政府支持机构进行证券化。商业银行可直接将符合要求的住房抵押贷款出售给两房, 因此, 商业银行披露的资产证券化数据并未包含这一部分, 只包括商业银行自身主导的住房抵押贷款类证券化。这些住房抵押贷款大多属于次级抵押贷款和住房净值贷款, 这类贷款证券化的结构可能与商业银行其他优质贷款的证券化结构存在显著差别, 诸如追诉权和隐性担保等。Casu 等 (2010) 就指出不同类型资产证券化对商业银行风险承担的影响显著性存在差异可能是因为不同类型资产证券化过程中, 发起人保留的第一损失或者提供的隐性担保不同所致。Salah 和 Fedhila (2012) 也指出不同类型资产证券化对商业银行稳定性的影响不同可能是因为不同类型资产证券化过程中, 发起人提供的隐性追诉权不同所致。

(二) 组间分析

1. 资产证券化虚拟变量对商业银行 ROE 的影响及杜邦分解。组间比较将以资产证券化虚拟变量 (*secdummy*) 为解释变量, 探究与处于非证券化组的商业银行相比, 证券化组商业银行的 ROE 是否显著高于前者。同样, 为了探讨资产证券化活动影响

表 7 抵押贷款证券化和非抵押贷款证券化与商业银行的盈利水平

	抵押贷款证券化				非抵押贷款证券化			
	模型(12) ROE	模型(13) 杠杆率	模型(14) 资产周转	模型(15) 利润率	模型(16) ROE	模型(17) 杠杆率	模型(18) 资产周转	模型(19) 利润率
<i>mbsextent</i>	0.005	0.002	0.003	-0.040				
<i>absentent</i>					0.024***	0.006***	0.080***	-0.062**
<i>crisis</i>	-6.575***	-0.383***	-0.756**	-24.033***	-6.641***	-0.436***	-0.578***	-25.126***
<i>crisis × mbsextent</i>	-0.021	-0.010***	-0.005	-0.121				
<i>crisis × absentent</i>					-0.017**	0.000	-0.003	-0.079***
<i>size</i>	-0.666	-0.749**	-1.513***	2.533	-0.041	-0.593***	0.261	2.009
<i>liqratio</i>	-0.027	0.167***	-0.214***	-0.417**	0.072	0.189***	0.059**	-0.509**
<i>loanratio</i>	-0.025	0.117***	-0.217***	-0.448***	0.071	0.141***	0.093***	-0.650***
<i>deporatio</i>	-0.022	-0.045	-0.013	0.202**	-0.011	-0.045***	-0.018	0.272***
<i>tier1ratio</i>	-0.178**	-0.324***	0.343***	0.154	-0.274***	-0.353***	0.015	0.445
<i>rwaratio</i>	-0.068***	-0.029***	0.097***	-0.364***	-0.098***	-0.037***	0.001	-0.292***
<i>gapgr</i>	-0.094	-0.047***	-0.232***	0.261	-0.105	-0.043***	-0.195***	0.106
<i>vix</i>	0.023	0.002	-0.029*	0.100	0.023	0.002	-0.036**	0.116
<i>dm3</i>	0.478	0.355***	-0.868***	4.866***	0.419	0.330***	-1.148***	5.296***
<i>ddhome</i>	0.334***	-0.005	0.126*	1.417***	0.336***	-0.004	0.133**	1.407***
截距项	31.27***	19.53***	39.66***	47.6	15.13	18.87***	-4.77	58.42
观测值	2520	2520	2520	2520	2520	2520	2520	2520
R ²	0.14	0.46	0.23	0.13	0.14	0.46	0.32	0.14
F 值	29.47	157.78	54.91	29.56	30.67	159.64	89.89	30.38

商业银行 ROE 的具体渠道,我们分别以杠杆率、资产周转率和收入利润率作为被解释变量进行回归分析。

由于固定效应模型无法估计不随时间而改变的变量,我们将采用随机效应模型进行分析。表 8 模型(20)结果显示,在控制其他变量的影响后,资产证券化虚拟变量对商业银行 ROE 的影响依然为正,但是并不显著;从模型(21)至(23)的回归结果来看,在控制其他变量的影响后,资产证券化对杠杆率的影响为正,但并不显著;资产证券化对资产周转率的影响显著为正;资产证券化对收入利润率的影响为负,但并不显著。我们认为,很可能是因为资产证券化对收入利润率的负面影响(虽然不显著,但是系数较大)抵消了资产证券化对资产周转率和杠杆率的正面影响,因此从整体上造成资产证券化对商业银行 ROE 的正向影响不再显著。

2. 双重差分:金融危机对证券化组和非证券化组 ROE 的差别化冲击。我们在回归模型中引入控制分组效应的证券化虚拟变量以及控制时间效应的金融危机虚拟变量。通过回归分析,首先计算证券化组商业银行 ROE 在金融危机前后的变化量,以及计算非证券化组商业银行 ROE 在金融危机前后的变化量,然后再计算上述两个变量的差值,以分析金融危机对证券化组和非证券化组盈利能力的冲击是否存在显著差别。这种研究方法被称为双重差分法。具体回归模型如下:

$$ROE_{i,t} = c + \beta_1 \times secdummy_{i,t} + \beta_2 \times secdummy \times crisis + \beta_3 \times crisis + \alpha' \times controls_{i,t} + v_i + \mu_{i,t} \quad (4)$$

回归结果显示(表 8 模型(24)):第一,在控制了金融危机的影响与其他变量之后,证券化虚拟变量对商业银行 ROE 的影响显著为正;第二,金融危机本身对商业银行 ROE 的影响显著为负;第三,证券化虚拟变量和金融危机虚拟变量交叉项的系数显著为负,这表明金融危机对资产证券化商业银行 ROE 的负面冲击更大。我们认为,原因可能在于,尽管资产证券化有助于提高商业银行的盈利水平,但与此同时也降低了商业银行的稳定性,这可能与以下三方面因素有关:其一,虽然通过资产证券化,基础资产已经被转移至 SPV 的资产负债表上,但是商业银行会通过流动性增级以及各种形式的留存权益承担相应风险,这违背了资产证券化的风险转移功能。在实际承担风险没有显著改善的情况下,法定资本降低将导致发起人风险缓冲不足(Gordon 与 Suales,2005;Acharya 等,2013)。其二,资产证券化扩大了商业银行的信贷扩张能力。如果商业银行在信贷扩张的过程中降低了信贷标准,那么资产证券化将损害金融系统的稳定性。大量经验分析表明,金融危机前商业银行的信贷标准显著降低(Mian 与 Sufi,2009;Keys 等,2010;Nadauld 与 Sherlund,2013)。其三,商业银行一方面通过资产

证券化将信贷资产腾挪至表外,另一方面又在金融市场购入大量的资产支持证券,导致金融机构之间的关联性加强,系统性风险上升。

表 8

组间分析结果

	模型(20) ROE	模型(21) 杠杆率	模型(22) 资产周转率	模型(23) 利润率	模型(24) 双重差分
<i>secdummy</i>	0.906	0.553	1.310**	-3.842	1.644**
<i>crisis</i>					-3.961***
<i>crisis × secdummy</i>					-2.859***
<i>size</i>	-0.622***	0.127***	-0.860***	-2.795***	0.204
<i>liqratio</i>	-0.032	0.146***	-0.266***	-0.005	-0.044
<i>loanratio</i>	-0.030	0.136***	-0.302***	-0.130	-0.017
<i>deporatio</i>	-0.086***	0.012***	-0.052***	-0.289***	-0.035***
<i>tier1ratio</i>	-0.007	-0.007***	0.002	0.020	-0.003
<i>rwaratio</i>	0.006	-0.011***	0.075***	-0.040	-0.0214**
<i>gdpgr</i>	0.219***	-0.027**	0.023	0.755***	0.121**
<i>vix</i>	-0.080***	-0.011***	-0.012	-0.423***	0.058***
<i>dm3</i>	-1.645***	-0.113	-1.197***	0.313	-0.024
<i>ddhome</i>	0.071	-0.026	0.071*	0.543*	0.255***
截距项	25.72***	-4.39***	42.50***	113.90***	10.00***
观测值	5040	5040	5040	5040	5040
R ²	0.03	0.19	0.43	0.04	0.09
Wald 值	170.67	533.86	1177.55	261.10	630.23

六 结论及其对中国的启示

本文利用美国 2001 - 2012 年的商业银行季度数据,分析了资产证券化活动强度对商业银行净资产收益率的影响,并从杜邦分解的视角梳理与比较了资产证券化影响商业银行 ROE 的具体路径。

组内分析结果显示,资产证券化活动强度与商业银行 ROE 具有显著的正相关性,结果具有较强的稳健性。具体的路径是,资产证券化活动强度越高,商业银行的杠杆率和资产周转率就越高,但与此同时商业银行的收入利润率就越低。从基础资产来看,资产证券化对商业银行 ROE 的促进作用主要体现在非住房抵押贷款证券化上。

组间比较的结果显示,资产证券化能够提高商业银行的 ROE,但是作用没有组内

分析显著。具体来讲,资产证券化银行的杠杆率和资产周转率较高,而收入利润率较低。双重差分的结果显示,资产证券化有助于提高商业银行的 ROE,但全球金融危机对资产证券化银行的负面冲击更大,这从侧面表明,资产证券化降低了商业银行 ROE 的稳定性,即在极端事件发生时,证券化银行的损失更加严重。

本文的研究结果对中国的资产证券化实践至少提供了如下启示:首先,如果监管当局能尽快建立起与资产证券化相关的法律法规和会计条例,简化证券化审批程序,降低资产支持证券的发行成本,那么资产证券化对中国商业银行的吸引力将显著上升。第二,在中国政府试图盘活信贷存量的大背景下,资产证券化将是一个非常有效的工具。第三,中国在大力发展资产证券化的同时,要注意吸取美国资产证券化实践的经验教训,做好风险防控工作。

参考文献:

邹晓梅、张明、高蓓(2014):《资产证券化的供给和需求:文献综述》,《金融评论》第4期。

Acharya, V. V. ; Schnabl, P. and Suarez, G. "Securitization without Risk Transfer." *Journal of Financial Economics*, 2013, 107, pp. 515-536.

Agostino, M. and Mazzuca, M. "Why Do Banks Securitize? The Case of Italy." 2008, online at: http://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2009-milan/EFMA2009_0168_fullpaper.pdf.

Altunbas, Y. ; Gambacorta, L. and Marques, D. "Securitization and the Bank Lending Channel". European Central Bank working paper series, No. 838, 2007.

Bannier, C. E. and Hansel, D. N. "Determinants of European Banks' Engagement in Loan Securitization." Deutsche Bundesbank discussion paper series 2: Banking and Financial Studies No. 10, 2008.

Battaglia, F. and Gallo, A. "Securitization and Systemic Risk: A Empirical Investigation on Italian Banks over the Financial Crisis." *International Review of Financial Analysis*, 2013, 30, pp. 274-286.

Battaglia, F. ; Gallo, A. and Mazzuca, M. "Securitized Banking and the Euro Financial Crisis: Evidence from the Italian Banks Risk-Taking." *Journal of Economics and Business*, 2014, 76, pp. 85-100.

Bedendo, M. and Bruno, B. "Credit Risk Transfer in US Commercial Banks: What Changed during the 2007-2009 Crisis?" *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36, pp. 3260-3273.

Carbó-Valverde, S. ; Marques-Ibanez, D. and Rodriguez, Fernandez F. "Securitization, Bank Lending and Credit Quality: The Case of Spain." European Central Bank working paper No. 1329, 2011.

Casu, B. ; Clare, A. ; Sarkisyan, A. and Thomas, S. "Does Securitization Reduce Credit Risk Taking? Empirical Evidence from US Bank Holding Companies." Centre for Banking Research, Cass Business School, City University London Working Paper Series, WP 02/10, 2010.

Casu, B. ; Sarkisyan, A. ; Clare, A. and Thomas, S. "Securitization and Bank Performance." *Journal of Money*,

Credit and Banking, 2013, 45, Issue 8, pp. 1617-1658.

Coval, J. ; Jurek, J. and Stafford, E. "The Economics of Structured Finance." *Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23, pp. 3-26.

Dietrich, A. and Wanzenried, C. "Determinants of Bank Profitability before and during the Crisis: Evidence from Switzerland". SSRN working paper 1370245, 2010, Online at: <http://ssrn.com/abstract=1370245>.

Dionne, G. and Harchaoui, T. M. "Banks' Capital, Securitization and Credit Risk: An Empirical Evidence for Canada." HEC working paper No. 03-01, 2003.

Flamini, V. ; McDonald, C. and Schumacher, L. "The Determinants of Commercial Bank Profitability in Sub-Saharan Africa." *IMF Working Paper WP/09/15*, 2009.

Franke, G. and Krahenen, J. P. "Default Risk Sharing between Banks and Markets: the Contribution of Collateral Debt Obligation," in Rene Stulz and Mark Carey ed. , *The Risks of Financial Institutions*, University of Chicago Press, 2005.

Gambacorta, L. and Marques-Ibanez, D. "The Bank Lending Channel: Lessons from the Crisis." BIS working paper No. 345, 2011.

Gennaioli, N. ; Shleifer, A. and Vishny, R. W. "A Model of Shadow Banking." *NBER Working Paper No. 17115*, 2011.

Gorton, G. and Souleles, N. S. "Special Purpose Vehicles and Securitization," in Rene Stulz and Mark Carey ed. , *The Risks of Financial Institutions*, University of Chicago Press, 2005.

Hansel, D. N. and Krahenen, J. P. "Does Credit Securitization Reduce Bank Risk? Evidence from the European CDO Market." SSRN Working Paper 967430, 2007. Online at: <http://ssrn.com/abstract=967430>.

Jiangli, W. ; Pritsker, M. and Raupach, P. "Banking and Securitization." 2007, Online at: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=967895.

Jiangli, W. and Pritsker, M. "The Impacts of Securitization on US Bank Holding Companies." 2008, Online at <http://ssrn.com/abstract=1102284>.

Keys, B. J. ; Mukherjee, T. ; Seru, A. and Vig, V. "Did Securitization Lead to Lax Screening? Evidence from Subprime Loans." *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125, pp. 307-362.

Loutskina, E. and Strahan, P. "Securitization and the Declining Impact of Bank Finance on Loan Supply: Evidence from Mortgage Originations." *Journal of Finance*, 2006, 64(2), pp. 861-889.

Loutskina, E. "The Role of Securitization in Bank Liquidity and Funding Management." *Journal of Financial Economics*, 2011, 100, pp. 663-684.

Mian, A. and Sufi, A. "The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the 2007 Mortgage Default Crisis." *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124, pp. 1449-1496.

Michalak, T. and Uhde, A. "Credit Risk Securitization and Bank Soundness in Europe." *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2012, 52, pp. 272-285.

Nadauld, T. D. and Sherlund, S. M. "The Impact of Securitization on the Expansion of Subprime Credit." *Journal of Financial Economics*, 2013, 107, pp. 454-476.

Salah, N. B. and Fedhila, H. "Effects of Securitization on Credit Risk and Banking Stability: Empirical Evidence

from American Commercial Banks." *International Journal of Economics and Finance*, 2012, Vol. 4, No. 5 pp. 194-207.

Scopelliti, A. D. "Off-Balance Sheet Credit Exposure and Asset Securitization: What Impact on Bank Credit Supply?" MPRA working paper No. 43890, 2013.

Shin, H. S. "Securitization and Financial Stability." *The Economic Journal*, 2009, 119(536), pp. 309-332.

Shleifer, A. and Vishny, R. "Unstable Banking." *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3), pp. 306-318.

Uhde, A. and Michalak, T. C. "Securitization and Systematic Risk in European Banking: Empirical Evidence." *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34, pp. 3061-3077.

Uzun, H. and Webb, E. "Securitization and Risk: Empirical Evidence on US Banks." *The Journal of Risk Finance*, 2007, Vol. 8 Issue1, pp. 11-23.

附表 指标计算方法

指标名称	计算方法
总资产	RCFD2170
流动性资产	RCFD0010 + RCFD1754 + RCFD1773 + RCONB987 + RCFDB989
总贷款	RCFD2122
总存款	RCFD2200
总权益	RCFD3210
一级资本	RCFD8274
风险加权资产	RCFDA223
证券化资产	RCFDB705 + RCFDB706 + RCFDB707 + RCFDB708 + RCFDB709 + RCFDB710 + RCFDB711
抵押贷款证券化	RCFDB705 + RCFDB706
非抵押贷款证券化	RCFDB707 + RCFDB708 + RCFDB709 + RCFDB710 + RCFDB711
总利息收入	RIAD4107
总利息支出	RIAD4073
非利息收入	RIAD4079
非利息支出	RIAD4093
净收入	RIAD4340

说明:2001年流动性资产的计算方法为:RCFD0010 + RCFD1754 + RCFD1773 + RCFD1350。

(截稿:2015年7月 责任编辑:李元玉)